交易者市场到达率及影响因素研究®

许 敏, 刘善存 (北京航空航天大学经济管理学院, 北京 100191)

摘要:将交易者市场到达率看作与市场状态相依的变量,实证研究了上海证券市场知情与非知情交易者的市场到达率及其影响因素.首先运用 EKOP模型假设,选取 2003 7.1至 2003 12 31上海证券市场高频分笔交易数据,对知情与非知情者的到达率(交易强度)进行了度量;其次研究了各种宏观、微观市场特征对交易者到达率的影响.实证结果表明:非知情交易者的到达率与市场收益正相关,知情交易者的到达率主要受买(卖)交易量和供给(需求)弹性的影响,且这种影响只存在于同期之间.与非知情交易者不同,知情者较多的观察微观公共信息.

关键词: 信息性交易; 到达率; 弹性; 知情交易者; 非知情交易者

中图分类号: F830 9 文献标识码: A 文章编号: 1007-9807(2010)01-0085-10

0 引 言

B ageho [1] 首次将交易者区分为知情交易者和非知情交易者, 研究了市场不对称信息对做市商报价的影响, 非对称信息结构自此成为微观金融研究的基本假设.

早期采用一些间接指标作为信息性交易的测度. 例如买卖价差^[1,2], 成交量^[3]和内部人持股的集中度^[4], 这些间接指标反映的仅仅是信息性交易的一些结果 (如成交量)或原因 (如内部人持股), 无法准确对信息性交易进行度量. Easley, Kiefer, O'Hara and Paperman^[5] (EKOP模型)提出用信息性交易概率(probability of informed trading PN)作为信息性交易的直接度量,并利用决策树构建了报价驱动机制下的计算框架. 我国有学者采用 EKOP模型研究证券市场信息性交易. 杨之曙、姚松瑶^[6]以 EKOP模型为基础研究了股票交易活跃性及买卖价差和信息性交易的关系; 刘善存、李朋^[7]运用 EKOP模型,以 PN 作为信息风险的代理变量, 实证表明信息风险是我国

股票超额收益的决定因素之一; 韩立言、郑君彦、李东辉^[8]以 EKOP模型为基础, 研究了沪市股票之情交易概率的特征.

EKOP模型的核心思想是将知情交易者市场 到达率(到达强度)在市场所占的比率作为信息 性交易概率的度量. 关于交易者市场到达强度的 国外研究较多. Hedvall⁹ 从模型角度研究了买卖 市价指令的市场到达强度: Hall and Hautsch [10] 采 用了六维自回归强度(autoregressive conditional intensity, ACI)模型,研究了澳大利亚股票交易所 市价指令、限价指令以及指令取消的情况: Coppejaus and Domowitz^[11], Pascual and Veredas^[12] 均采用交易持续期模型,分析了价差以外的其它 市场微观特征对指令提交时间的影响; Hall and H autsch [13] 采用二元自回归强度模型实证研究了 澳大利亚股票交易所买卖指令的市场到达强度, 结果表明,交易者是由信息和流动性共同驱动的. 国外的研究成果均基于指令的提交及其撤销数 据,这种数据在我国很难获取,运用成交数据,我

① 收稿日期: 2007-07-16; 修订日期: 2009-07-10.

基金项目: 国家自然基金资助项目(70671006); 全国优秀博士论文作者专项基金资助项目(200466).

国学者对此类问题也有研究. 黄杰鲲^[14]采用交易持续期(交易强度的倒数)对交易强度进行衡量,实证研究表明, 利好消息通常会使交易强度加大,利空消息会减小交易强度. 马永金^[15]建立了理性预期模型,通过数值分析方法研究了: 当市场有多个知情交易者、不知情交易者的数量相对较少以及知情交易者的私人信息较不准确时,知情交易者的交易强度会增大,反之,知情交易者的交易强度会减小.

国内外基于 EKOP模型的研究共性是将信息 性交易概率作为一个随时间恒定的外生变量,研 究 PN 的度量及其与股票超额收益率或买卖价差 的关系,与前人的研究思路不同,本文将交易者市 场到达强度看作依赖市场状态的变量, 信息结构 不同的投资者其市场交易行为具有不完全相同的 市场状态依赖因素和依赖程度,表现出交易强度 具有时变特征:因此,本文采用 EKOP模型假设研 究我国交易者的市场到达强度及其影响因素,将 交易者分为知情交易者、非知情交易买者和非知 情交易卖者, 分别估计他们的市场到达强度; 以此 为基础,将交易强度作为随时间变化的变量,进行 时间序列分析,找出影响知情者交易强度的市场 宏观、微观特征因素,实证研究发现:非知情交易 者到达率与当期市场收益正相关, 知情交易者主 要受当期的买卖交易总量和供给(需求)弹性的 影响, 且这一结论与股票的市值大小没有关系: 非 知情交易者到达市场的强度主要受宏观市场特征 的影响, 知情者的到达率更多地与微观信息有关.

1 模型

1.1 模型假设

EKOP模型是报价驱动市场上度量证券市场信息性交易概率 PN 的一种结构化模型. PN 即为知情交易者委托单在所有委托单中的比例,可以作为股票信息不对称程度的代理变量. 类似于EKOP模型的市场假设, 基于指令驱动的连续竞价市场, 本文做出如下假设:

针对单个风险资产, 存在多个知情交易者和非知情交易者. 在每一个交易日的开始 $t \in [1, T]$, 时间是连续的. 每天有关于资产真实价值的信息事件发生的概率是 α 该事件是好信息的概率是 α 为是坏信息的概率是 α 为因此, 每天有坏信息、好信息、没有信息的概率分别是 α α

$$p(+) \equiv \alpha(1-\delta), p(\times) = 1-\alpha.$$

非知情交易买者、非知情交易卖者、单边的知情交易者 (知情交易者在有好消息的时候买,在有坏消息的时候卖) 服从三个独立的泊松分布. 非知情交易者由于流动性的需求在每个交易日买入或卖出的市场订单服从期望值分别为 & & 。的 泊松分布,而知情交易者仅会在有信息事件发生后获得私有信息时才会进场交易,当得到一个利好的信号,知情交易者就会买进股票;反之,当得到不好的消息时,将会卖出股票,知情者的市场订单服从期望值为 µ的泊松分布. 交易过程如图 1

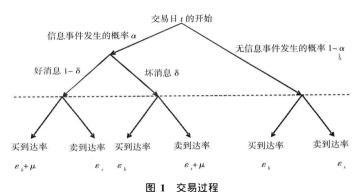


图 1 父勿过任

Fig. 1 The trading process

根据图 1的交易过程, 委托单量应为委托单 为 αμ+ ε, + ε, 其中知情交易者委托单为 αμ 则 到达率与相应状态发生概率的乘积. 总委托单量 信息性交易概率 PN 为 © 1994-2010 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved. http://www.cnki.net

$$PIN = \frac{\alpha \mu}{\alpha \mu + \varepsilon_{h} + \varepsilon_{h}} \tag{1}$$

12 似然函数

在股票市场中,既不能观察到私人信息事件的发生与否及其好坏,也无法区分知情与非知情交易者;但是可以观察每天的成交笔数,并从中分离出买方成交笔数 (交易者提交的买单数,又称由买方发起的交易笔数)和卖方成交笔数 (交易者提交的卖单数,又称由卖方发起的交易笔数).因此,估计未知系数向量 (α, δ, ε, μ) 需要一个结构化模型.

当某天有好消息发生时, 似然函数为

$$e^{-(\varepsilon_b + \mu)} \frac{\left(\varepsilon_b + \mu\right)^B}{B!} e^{-(\varepsilon_s)} \frac{\left(\varepsilon_s\right)^S}{S!}$$
 (2)

B和S表示当天买方的成交笔数和卖方的成交笔数.

当某天有坏消息发生时,似然函数为

$$e^{-\varepsilon_b} \frac{\left(\varepsilon_b\right)^B}{B!} e^{-\left(\varepsilon_{s^+}^{\mu}\right)} \frac{\left(\varepsilon_s + \mu\right)^S}{S!}$$
 (3)

当没有信息事件发生时,似然函数为

$$e^{-\varepsilon_b} \frac{\left(\varepsilon_b\right)^B}{B'} e^{-\left(\varepsilon_s\right)} \frac{\left(\varepsilon_s\right)^S}{S'} \tag{4}$$

每天无信息事件发生、好消息发生、坏消息发生的概率分别是 $1-\alpha$, $\alpha(1-\delta)$ 和 $\alpha\delta$ 则对应的似然函数为

$$L((B, S) \mid \theta) = (1 - \alpha) e^{-\varepsilon_b} \frac{(\varepsilon_b)^B}{B!} e^{-(\varepsilon_s)} \frac{(\varepsilon_s)^S}{S!} + \alpha \delta e^{-\varepsilon_b} \frac{(\varepsilon_b)^B}{B!} e^{-(\varepsilon_s + \mu)} \frac{(\varepsilon_s + \mu)^S}{S!} + \alpha (1 - \delta) e^{-(\varepsilon_b + \mu)} \frac{(\varepsilon_b + \mu)^B}{B!} e^{-(\varepsilon_s)} \frac{(\varepsilon_s)^S}{S!}$$
(5)

假设每天发生的信息事件独立 则总似然函 数为

$$L(M \mid \theta) = \prod_{t=1}^{T} L((B_t, S_t) \mid \theta)$$
 (6)

对式 (6) 的似然函数求极大值, 就可以估计出知情交易者、非知情买者与卖者的到达率, 以及每天各种信息事件发生的概率. 本文采用 Eviews软件计算.

2 数 据

12 31的交易数据为样本, 去除在样本其内数据缺失的 5只,将余下 45只按照市值大小分为 15组, 每组 随机选择一只股票, 共 15只作为研究对象.

采用 W ind资讯金融终端和北京色诺芬有限公司 CCER 分笔高频数据库, W ind资讯金融终端为本文提供了两组低频数据 —— 收盘价和开盘价, 从 CCER 分笔高频数据库中, 本文提取每笔交易成交时间、成交价格、成交量、报价中点值、最优买(卖)价(量)1,23

上海证券交易所是纯限价指令驱动的市场, 交易时间为周一至周五, 每天上午 9:00—11:30下午 1:00—3:00 每个交易日上午 9:15—9:25为集合竞价阶段, 以确定开盘价格, 9:30—11:30为连续竞价阶段, 下午 1:00开始直接进入连续竞价阶段, 3:00以后收市, 并产生收盘价.

2.1 投资者到达率

根据 EKOP模型, 每天自然决定是否会有含 信息的事件发生, 即假设信息事件发生在一天的 开始, 这样每天就可以得到一对关于交易笔数的 数据 —— 买方交易笔数、卖方交易笔数、本文采 用限价指令簿交易笔数的高频数据. 用 Lee and Ready [16] 的"标记检验"方法,判断此笔交易是买 方交易还是卖方交易. 标记检验 (tick test) 方法: 如果该时刻成交价格高于前笔买卖报价的中点, 则认为该笔交易为买方发起,该笔交易记为买单 数 (B): 如果低于买卖报价的中点,则该笔交易记 为卖单数 (S), 如果成交价格等于买卖报价的中 点. 则根据上一笔交易买卖方向确定. 上一笔为买 单时, 此笔为买单; 上一笔为卖单时, 则该笔为卖 单. 根据标记检验方法, 将十分钟内的买方交易笔 数和卖方交易笔数累计,得到十分钟内总买卖交 易笔数,对每十分钟的买卖交易笔数数据进行极 大似然估计, 每周每类交易者可以得到一个到达 率值. 根据公式 (1), 可以计算每只股票每周的信 息性交易概率.

2.2 股票收益与市场收益

沈可挺, 刘煜辉^[17] 讨论了中国股市中执行惯性策略或反向策略的获利模式. Hong and Stein^[18]; Rouw enhors ^[19]; Cagina lp^[20] 的研究表明非知情交易买者和卖者将会采取惯性投资策略, 即追涨杀跌策略, 买进收益高的股票同时卖出

◎ 1944-2010 China Academic Foundal Electronic Publishing House: All rights reserved. http://www.cnki.ne

采用了之前 20天平均的股票收益和市场收益,研究其对投资者市场到达率的影响.可见,股票收益和市场收益,都会影响投资者到达市场的强度.

采用本周的股票收益、前一周的股票收益、本周的市场收益、前一周的市场收益四个变量作为研究对象. 每周各股收益的计算公式为 $r_t = \ln(p_t^{close}/p_t^{open})$, 其中 r_t 代表第 t周的收益, p_t^{close} 和 p_t^{open} 表示当周的收盘价和开盘价,每周的市场收益为大盘指数收益值.

2.3 相对价差

相对价差是最优卖价和最优买价的差与报价中点的比值,表示为 $spread^{re} = (p_1^r - p_1^b)$ fm idpo int 其中报价中点是: $m idpo int = (p_1^r + p_1^b)$ /2 本文采取本周相对价差和前一周的相对价差作为研究对象.

2.4 买方总交易量和卖方总交易量

交易量是市场上较为容易观察到的一个指标,本文不是笼统的研究交易量对投资者的影响,而是将交易量区分为由买方发起的交易量和由卖方发起的交易量。采用了一周总买方交易量(bvol)、总卖方交易量(svol)、前一周总买方交易量(exbvol)和前一周的总卖方交易量(exsvol),交易量的方向由标记检验方法判断。

2.5 限价指令簿弹性

在限价指令簿中, 买指令的需求弹性和卖指令的供给弹性, 可以分别作为买方和卖方投资者信念的一致性程度的度量. 传统的关于市场交易特征的度量, 一般采用价差、交易量、换手率等指标, 但是这些度量指标包含的信息比较少, 李广川^[22] 采用弹性描述市场特征, 包含了股票交易价、量的微观信息, 较全面刻画了指令簿的公开信息结构.

 p_i^b 代表第 i个买方报价, p_i^b 代表第 i个卖方报

价. 在每个买方报价上的股票需求量为 v_i^b , 在每个卖方报价上的股票供给量为 v_i^b , i=1,2,3 每个买卖报价上的供给需求弹性值表示为 Δ_s^j j=b或 s 计算公式为

$$\Delta_{i}^{j} = \begin{cases} V_{1}^{j} / | P_{1}^{j} - m i d p o \text{ in } t | & i = 1 \\ (V_{i}^{j}) / | P_{i}^{j} - P_{i-1}^{j} | & i = 2, 3 \end{cases}$$
 (7)

图 2显示了每一个报价水平上的供给和需求 弹性.

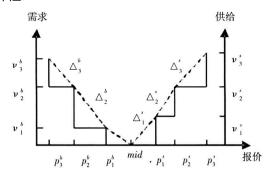


图 2 供给需求弹性

Fig 2 The supply and demand elasticity

本研究采用需求弹性、供给弹性两个变量

$$\Delta^{j} = \sum_{i=1}^{3} \Delta_{i}^{j} / 3 \qquad j = b, s \qquad (8)$$

3 实证结果与讨论

3.1 信息性交易概率

本文运用 EKOP模型,根据公式 (1) 计算股票信息性交易概率 PN,表 1列出每只股票在样本期内信息性交易概率的平均值.除 600664以外,其余股票的信息性交易概率大概都在 20% 左右. Easley et al 51 研究认为对纽约证券交易所的股票,知情交易的概率为 $0.18 \sim 0.28$ 安实,张少军,高文涛 $^{[23]}$ 实证研究认为 2007年 4月上证指数的交易日内平均信息交易概率为 0.268

表 1 信息性交易概率 (PIN)

Table 1 The probability of informed trading (PIN)

股票代码	PIN	股票代码	P IN	股票代码	PN
600018	0. 208 074	600717	0 246 044	600350	0 249 878
600705	0. 276 689	600602	0 192 013	600026	0 193 217
600601	0. 239 615	600002	0 242 748	600688	0 245 780
600171	0. 179 897	600005	0 228 782	600000	0 180 233
600205	0. 210 227	600664	0 099 272	600019	0 225 809

3.2 收益对投资者到达率的影响

研究发现,在市场较好(市场收益高)时,交 易者的交易活动增加[24,25]. 此时, 交易者更有可 能通过卖股票实现收益, 同时由于其对市场的信 心, 也会购买股票, 在市场条件不好 (市场收益 低)时,交易者由于厌恶风险不愿出售股票,同时 因为其对市场缺少兴趣与关注. 也不愿意购买股 票[26,27], 这些研究说明, 当市场好时, 交易活跃:

反之, 交易萎缩, O in Lei和 GuojunW u^[21] 实证结 果表明非知情交易者对股票收益采取逆向投资策 略. 即股票收益高时. 卖出股票: 投资者对市场收 益, 采取顺势投资策略, 即市场收益高时, 买入股 票。可见。股票收益和市场收益如何影响交易者到 达率,结论并不明确,本文采用周股票收益、市场 收益作为研究对象,对此问题进行研究,研究结果 见表 2

表 2 市场收益与非知情交易买者到达率

TE 1 1 0 M 1		1	· c 1	1 ,	
Table 2 Marl	ket return	and	un in form ed	buvers	arrival rate

股票代码	市场收益	股票代码	市场收益	股票代码	市场收益
600018	2. 718 061* (1. 793 935)	600717	0. 816 790 8 (1 074 581)	600350	3. 274 578** (2 497 048)
600705	1 998 433 [*] ** (3. 275 149)	600602	2 162 015 (216. 201 5)	600026	2 786 155 (1 581 800)
600601	1. 287 018** (2. 306 575)	600002	2 242 17 f** (2 372 847)	600688	2 851 148** (2 309 291)
600171	1. 491 506 (0. 781 846)	600005	3 326 659** (2 588 908)	600000	2 091 868 (1 253 376)
600205	2. 387 477** (2. 673 266)	600664	3 259 857 [*] (3 243 357)	600019	3 196 053 [*] (2 052 973)

注: * 表示在 10% 的水平下显著, ** 表示在 5% 的水平下显著, *** 表示在 1% 的水平下显著.

表 2中只列出了本周的市场收益与非知情买 者到达率的回归结果,与非知情卖者的回归结果 类似, 从表中看到, 15只股票中有 10只股票系数 显著为正,说明当市场收益增加时,非知情交易者 会更多的到达市场, 买者和卖者的数量都会增加, 这可能是由干赢利驱动或他们对干市场状态良好 的信心导致的. 这与 Lo and M ack in lay [28] 的研究 不同,他们指出在短期内,如一个月,采取逆向策 略反而会盈利. 前一周的市场收益并不影响非知 情交易者到达市场的强度, 15只股票中只有 2只 股票的系数显著为正,同样关于个股收益的研究 也表明, 非知情交易者到达率与个股收益的回归 结果显著的只占到所有研究样本的一半,可见,非 知情交易者只关注当期的市场收益, 当市场收益 较好时, 非知情交易者就会较多地到达市场,

知情交易者与市场收益、前一周市场收益、股 票收益、前一周股票收益的回归结果, 系数显著的 股票个数分别为 4 Q 6 5 可见虽然收益是衡量 某只股票的优劣的重要指标, 但知情者的到达率 与收益并没有显著的相关性, 知情交易者不会因 为收益的高低, 选择到达或离开市场,

3 3 相对价差对投资者到达率的影响

相对价差是最优卖价和最优买价的差与报价 中点的比值, 反映了价差的相对变化, 价差是市场 流动性的一个重要衡量指标,相对价差增大时,交 易者提交指令的成本增加,市场流动性降低,可以 预测,投资者会撤离或较少到达市场.有很多研究 采用价差研究市场的强度. G lo sten [29] 认为当市 场的逆向选择增大时, 价差增大, 这使得市价指令 的交易变得比较昂贵,会减少买卖双方的强度,从 对价差的研究结果得出, 无论是当期的还是前一 期的, 相对价差与知情者的到达率都没有显著的关 系,显著的系数还不到 15只股票中的一半,价差并不 是一个可以衡量知情交易者到达强度大小的指标.

3 4 交易量对投资者到达率的影响

Tauchen and Pitts 建立了交易量和成交价 相互关联的二元混合模型 (bivariate mixture model),并说明交易量可以作为潜在信息流的代 理变量. Q in Lei and Guojun W u^[21] 研究发现, 当

最近的交易量增加时,对买方的强度有正向的影

响, 对卖方的强度是反向影响. 本文采用了买方总交易量, 前一周的买方总交易量, 卖方总交易量.

前一周卖方总交易量来研究其对知情交易者到达率的影响,结果见表 3

表 3 交易量与知情者到达率

Table 3 Trading volume and informed traders' arrival rate

股票代码	bvo l	exbvol	svo l	ex svo l
600018	8 55**	4. 95**	8 27**	5. 11**
	(2. 411 234)	(2 189 100)	(2 826 625)	(2 674 688)
600705	8 32***	3. 00***	1 72***	3 69
	(6. 592 643)	(5 148 710)	(3. 636 673)	(1 876 768)
600601	30 9***	6 43	2 13**	7. 72
	(6. 849 177)	(1 414 481)	(2 663 982)	(1 205 026)
600171	7. 85**	6 62	7. 83***	6. 02**
	(2. 219 700)	(1 901 884)	(3. 127 209)	(2 318 757)
600205	15 2***	4 03	20 9***	- 0. 270
	(3. 917 090)	(1 529 928)	(8. 758 650)	(- 0 094 138)
600717	16 2***	5 18	15 9***	6. 13**
	(3. 371 793)	(1 206 504)	(4. 100 551)	(2 263 037)
600602	5 74***	1 70	4 34***	2. 54**
	(2. 965 258)	(1 580 913)	(5. 051 665)	(2 606 316)
600002	6 53***	3. 54***	6 72***	2. 69**
	(7. 610 852)	(4 057 466)	(5. 732 815)	(2 091 879)
600005	3 84***	1 50	3 98* *	0. 990
	(3. 294 158)	(1 327 946)	(2. 724 163)	(0 651 707)
600664	5. 98	4 38	48. 7*	- 4 80
	(0. 897 710)	(0 858 462)	(2.347 603)	(- 0 235 193)
600350	5 24**	3. 57***	5 59**	4. 44**
	(2. 478 282)	(3 024 554)	(2. 240 562)	(2 647 250)
600026	5 13***	3. 00***	5 15***	2 97
	(4. 157 488)	(2 866 661)	(3. 159 029)	(2 005 795)
600688	4 26**	1. 76	3 40**	1 56
	(4. 682 803)	(2 042 300)	(2 553 038)	(1 530 069)
600000	4 38**	4. 51**	4 90**	3 46
	(2 409 526)	(2 771 228)	(2 300 194)	(1 758 361)
600019	1 04**	0 480	1 05***	0. 494
	(2. 678 884)	(1 417 408)	(2 901 496)	(1 603 192)

注: bvol exbvol, svol ex svo 份别表示买方总交易量、前一周的买方总交易量、卖方总交易量、前一周的卖方总交易量.

从回归结果中看出来,知情交易者到达率与这四个变量均正相关,通过显著性检验的股票个数分别为 14 8 15 9 说明对知情交易者来说,当前的交易量比前一周的交易量更重要,知情交易者到达率会随着当期交易量的增加而增加. 这主

要是因为市场上交易量增加,市场较为活跃,此时的成交概率较大,想成交的知情交易者都会积极交易.且无论采用每笔平均交易量,还是在回归中加入其它限制因素,知情交易者的到达率与当期交易量都呈现显著的正相关.

3 5 需求、供给弹性对交易者到达率的影响

N aes and Sk je ltorp^[31] 的研究曾指出,交易指令的供需弹性 (单位报价变动需要的买卖量) 可以作为投资者对股票价值信念一致性程度的代理

变量. 李广川^[22] 通过构造买方投资者的需求弹性和卖方投资者的供给弹性变量, 实证研究了二变量对成交持续期、交易量和收益波动等交易特征的影响, 供需弹性对知情交易者到达率的影响见表 4

表 4 需求、供给弹性与知情交易者到达率

Table 4 Demand (supply) elasticity and informed traders' arrival rate

股票代码	Δ^b	$\operatorname{ex}\Delta^b$	Δ^s	$\exp \Delta^s$
600018	0 283**	0 479***	0 45***	0 427***
	(2 495 801)	(3 662 155)	(3 099 306)	(3 065 264)
600705	0 524	0 19	0 667**	- 0. 059 3***
	(1. 628 215)	(0 450 110)	(7. 000 067)	(- 0 674 092)
600601	0.28	0 000 568*	1 278 ***	0 085 9
	(1. 304 776)	(2 190 300)	(2 901 427)	(0 198 060)
600171	0 607***	0 46**	0 652**	0 497
	(3. 297 351)	(2 520 427)	(2 224 689)	(1 714 919)
600205	0 922***	0 29	0 591	0. 978
	(4. 732 255)	(1 213 165)	(1. 070 01)	(1 649 831)
600717	0 66 **	0 161	0 666***	0 303
	(4. 173 315)	(1 154 756)	(3. 335 647)	(1 249 801)
600602	0 525*	0 282	0 585 ***	0 23 1*
	(1. 936 424)	(1 145 052)	(4 510 377)	(1 957 405)
600002	0 244***	0 064 8	0 22***	0 172***
	(3. 850 722)	(0 975 682)	(3 628 797)	(3 059 088)
600005	0. 194***	0 001 43	0 153***	0 001
	(3. 942 933)	(0 026 859)	(2 927 221)	(1 346 878)
600664	6 572***	2 137	0. 067 4	1. 24***
	(5. 187 757)	(1 343 569)	(0 267 296)	(4 175 812)
600350	0 061 9	0 119	0 084 8**	0 064
	(1. 059 741)	(1 864 384)	(2 247 78)	(1 914 516)
600026	0 161**	0 148**	0 199 ***	0 093 9**
	(2 087 84)	(2 124 820)	(6 736 138)	(2 730 671)
600688	0 099 6***	0 042 1	0 111***	0 047 5**
	(3. 917 531)	(1 586 417)	(5. 806 093)	(2 167 534)
600000	0. 229 ***	0 151**	0. 232*	0 24**
	(3. 697 684)	(2 468 345)	(1. 980 068)	(2 269 752)
600019	0 028 2	0 009 74	0 021 6*	0 012 8**
	(1. 689 520)	(0 691 044)	(1. 824 257)	(2 142 219)

 $\dot{\mathbf{L}}: \Delta^b, \operatorname{ex}\Delta^b, \Delta^s, \operatorname{ex}\Delta^s$ 分别表示需求弹性、前一周的需求弹性、供给弹性、前一周的供给弹性.

从表 4中看出,知情交易者的到达率主要与 当期的供给、需求弹性正相关,通过显著性检验的 股票数目为 11和 13 说明知情交易者的到达率和 市场供给(需求)弹性有关系,即他们关注限价指令簿上的报价和相应的报量.此处只讨论供给弹性,发现供给弹性系数为正,说明当供给弹性增加

© 1994-2010 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved. http://www.cnki.net

时,知情交易者的到达率升高.这是因为当供给弹性增加时,供给曲线的斜率上升(如图 2),此时,假设报价不变,则相同报价上的报量增多,这就导致成交概率增大,此时交易者愿意较多的到达市场,实现其交易;也可假设报量不变,则供给方最优报价间价差减小,成交价格改善,交易者也会愿意到达市场交易.

4 结 论

随着限价指令簿被越来越多的交易者重视, 限价指令簿的信息如何影响交易者的交易活动, 引发了国内外很多学者的研究兴趣,其中对交易 者强度的研究尤为引人注目.

本文采用 EKOP模型中交易者到达率的思想研究交易者强度,这个指标既解决了国内很难获取指令提交数据的问题,且不同于以往国内学者对此问题的研究方法.同时本文采用宏观、微观数

据得到一些市场特征变量 — 市场收益、个股收益、相对价差、买(卖)方成交量、需求(供给)弹性,研究这些变量如何影响交易者到达率.实证研究发现:非知情交易者到达率主要与当期市场收益正相关,即主要受宏观市场特征的影响;知情交易者到达市场的强度与当期的买卖交易总量和供给(需求)弹性正相关,即知情者的到达率更多地与微观信息有关.另外,本文还得出我国股票市场信息性交易概率约为 20%.

由于知情交易者拥有私人信息,而市场中的大多数交易者是没有私人信息的非知情交易者,只能通过观察可见的限价指令簿的公共信息,推测知情交易者的交易强度.通过本文研究,了解了与知情交易者交易强度相关的因素,并研究了二者的相互关系,非知情交易者可应用本文研究结果,观察微观公共信息,采取相应的策略,以减少与知情交易者交易的风险.本文为广大中小投资者的理性投资提供了理论支持.

参考文献:

- [1] Bagehot W. The only game in town [J]. Financial Analysts Journal 1971, 27(2): 12-14+22
- [2] G bsten L, M ilgrom P. Bid, ask, and transaction prices in a specialist market with heterogeneously informed traders [J].

 Journal of Financial Economics 1985, 14(1): 71-100
- [3] Barcky M. J. Wamer J. B. Stealth trading and volatility. Who trades move prices? [J]. Journal of Financial Economics, 1993, 34(3): 281-305
- [4] G bsten, L, Harris L Estimating the components of the bid-ask spread[J]. Journal of Financial Economics, 1988, 21(1): 123-142
- [5] Easley D, Kiefer N M, O' Hara M, et al. Liquidity, in formation and infrequently traded stocks [J]. Journal of Finance, 1996, 51(4): 1405-1436.
- [6]杨之曙, 姚松瑶. 沪市买卖价差和信息性交易实证研究[J]. 金融研究, 2004, 4: 45-56 Yang Zhishu, Yao Songyao. Bid ask spread and informed trading Evidence from Shanghai Stock Exchange[J]. Journal of Financial Research, 2004, 4: 45-56 (in Chinese)
- [7]刘善存,李 朋. 信息性交易概率和信息风险溢价[J]. 中国金融学, 2005, 1: 116-130 Liu Shancun, Li Peng The probability of informed trading and information risk premium [J]. China Journal of Finance 2004, 1: 116-130. (in Chinese)
- [8]韩立言,郑君彦,李东辉. 沪市知情交易概率 {PIN}特征与风险定价能力 [J]. 中国管理科学, 2008, 1: 45-50. Han Liyan, Zheng Junyan, Li Donghui The feature of probability of informed trading and risk pricing in Shanghai Stock Market [J]. Chinese Journal of Management Science, 2008, 1: 45-50 (in Chinese)
- [9] Kaj Hedvall, Jonas Niemeyer, Gunnar Rosenqvist Dobuyers and sellers behave sin i karly in a limit order book? A highrifree quency data examination of the Finnish stock exchange [J]. Journal of Empirical Finance, 1997, 4(2/3): 279-293.
- [10] Hall A. D., Hautsch N. Order aggressiveness and order book dynamics [J]. Empirical Economics 2006, 30 (4): 973
- © 19 $\overline{9}$ 4-2010 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved. http://www.cnki.net

- [11] Coppe jans M, I Domowitz An Empirical Analysis of Trades, Orders, and Cancellations in a Limit Order Market [R]. Working Paper, 2002
- [12] Pascual Roberto, Veredas David. What pieces of limit orderbook information matter in explaining the behavior of aggressive and patient traders [J]. Quantitative Finance, 2009, 9(5): 527-545
- [13] HallA D, Hautsch N. Modelling the buy and sell intensity in a limit order book market [J]. Journal of Financial Markets, 2007, 10(3): 249-286.
- [14] 黄杰鲲. 电子指令驱动市场上的交易持续期与知情交易相互关系研究[J]. 南方经济, 2006, 1: 15-21. Huang Jiekun Intertrade duration and information based on an electronic order driven market[J]. Southern Economy, 2006, 1: 15-21 (in Chinese)
- [15]马永金. 包含多个知情交易者的可甄别交易流模型研究 [J]. 南方经济, 2006, 7: 34-45.

 Ma Yong jin. A model of strategic trading when order flow is disaggregated [J]. Southern Economy, 2006, 7: 34-45 (in Chinese)
- [16] Lee G. Ready M. J. Inferring trading direction from intraday data[II. Journal of Finance 1991 46(2): 733-746
- [17]沈可挺,刘煜辉. 中国股市中惯性与反向投资策略的获利模式 [J]. 管理科学学报, 2006, 9(6): 35-45 Shen Keting Liu Yuhui Investment performance of momentum strategies and contrarian strategies in China stock market [J]. Journal of Management Sciences in China, 2006, 9(6): 35-45 (in Chinese)
- [18] Hong H, Stein J C. A unified theory of underreaction, momentum trading and overreaction in assetmarkets [J]. The Journal of Finance 1999, 54(6): 2143-2184.
- [19] Rouw enhorst K. G. Local return factors and turnover in emerging stock markets[J]. Journal of Finance, 1999, 54 (4): 1439-1464
- [20] Cagina lp G, Porter D, Smith V L. Overreactions, momentum, liquidity and price bubbles in laboratory and field assetmar kets[J]. The Journal of Psychology and Financial Markets 2000 1(1): 24-28
- [21] Lei Qin, Wu Guojun. Timer varying informed and uninformed trading activities [J]. Journal of Financial Markets, 2005, 8 (2): 153-181.
- [22]李广川, 刘善存, 邱菀华. 潜在信息对日内交易特征的影响: 来自中国证券市场的数据 [J]. 中国金融评论, 2007, 1(3): 39-53.

 Li Guangchuan, Liu Shancun, Qiu Wanhua, Influence of latent information on intraday trading characteristics. Evidence
 - Li Guangchuan, Liu Shancun, Qiu Wanhua Influence of latent information on intraday trading characteristics. Evidence from Chinese security market [J]. China Finance Review, 2007, 1(3): 39–53 (in Chinese)
- [23]安 实, 张少军, 高文涛. 指令驱动市场股票信息性交易概率的实证研究 [J]. 系统工程, 2007, 25(10): 11-15. An Sh.i Zhang Shaojun, Gao Wentao An empirical research on the probability of informed trading in order driven stock market [J]. Systems Engineering 2007, 25(10): 11-15. (in Chinese)
- [24] O dean T. Do investors trade too much? [J]. American Economic Review, 1999, 89(5): 1279-1298
- [25] Grinblatt M, Kebharju M. What makes investors trade [J]. Journal of Finance, 2001, 56(2): 589-616.
- [26] O dean T. A re-investors re-luctant to realize their losses? [J]. Journal of Finance, 1998, 53(5): 1775-1798.
- [27] Barber BM, Odean T. All that glitters The effect of attention and news on the buying behavior of individual and institutional investors [J]. The Review of Financial Studies, 2008, 21(2): 785-818
- [28] Lo A W, MacK in lay A C. When are contrarian profits due to stock market overreaction? [J]. Review of Financial Studies, 1990, 3(2): 175 205
- [29] G bsten L R. Is the electronic open limit order book inevitable? [J]. Journal of Finance, 1994, 49(4): 1127-1169
- [30] Tauchen G. E., Pitts M. The price variability volume relationship on speculative markets [J]. Econometrica, 1983, 51(2): 485-505
- [31] Naes Rand; Sk jeltorp Johannes Order book characteristics and the volume volatility relation: Empirical evidence from a limit order market [J]. Journal of Financial Markets, 2006, 9(4): 408-432

Arrival rate of traders and influencing factors

XUM in, LIU Shan-cun

School of Economics and Management, Beihang University, Beijing 100191, China

A bstract The paper regards the arrival rate as the variable which relates to the market state. The paper investigates the informed and uninformed traders' arrival rate and the influencing factors in the market. It firstly measures the arrival rate of informed and uninformed traders, selecting the data on the Shangha i Security Exchange (SSE) from July 1, 2003 to December 31, 2003, and employing EKOP model (Easley, Kiefer, O'H ara and Paperman, 1996). Then, it investigates how the market characters affect the traders' arrival rate. The empirical results show that 1) The arrival rate of uninformed traders is mainly affected by market return.

2) Bid (ask) volume and supply (demand) elasticity influences the informed traders' arrival rate. Different from uninformed traders, the informed traders observe more micro-common information.

Key words informative trading arrival rate elasticity informed trader uninformed trader

(上接第 69页)

相似地, 当金融市场分别处于低估和正常定价时, 式 (A3) 变为

$$rO = (r - \Pi)SO_S + \frac{1}{2}\sigma^2 S^2 O_{SS} +$$

$$\lambda_O \left(O(S\frac{y_H}{y_O})q_{OH} + O(S\frac{y_L}{y_O})q_{OL} - O\right)$$

$$rO = (r - \Pi)SO_S + \frac{1}{2}\sigma^2 S^2 O_{SS} +$$
(A7)

$$\lambda_{L} \left(O\left(S \frac{y_{H}}{y_{L}}\right) q_{LH} + O\left(S \frac{y_{O}}{y_{L}}\right) q_{LO} - O \right) \tag{A8}$$

式 (A7) 和 (A8) 的解分别为

$$O_o = A_o S_o^{\alpha_o} = A_o (sy_o)^{\alpha_o}$$
 (A9)

$$O_L = A_L S_L^{\alpha} = A_L (sy_L)^{\alpha}$$
 (A10)

其中
$$\alpha_o$$
 和 α_L 分别为 $\frac{1}{2}\sigma^2x(x-1) + (r-\eta)x$ —

$$r + \lambda_{o} \left(q_{oH} \left(\frac{y_{H}}{y_{o}} \right)^{x} + q_{oL} \left(\frac{y_{L}}{y_{o}} \right)^{x} - 1 \right) = 0 \pi \Pi - \frac{1}{2} \sigma^{2} x (x - 1) + \frac{1}{2} \sigma^{2} x (x - 1$$

$$(r-\eta)x-r+\lambda_{L}$$
 $q_{HH}\left(\frac{y_{H}}{y_{L}}\right)^{x}+q_{LO}\left(\frac{y_{O}}{y_{L}}\right)^{x}-1$) = 0的解

因为当 $S \rightarrow \infty$ 时, $O_i \rightarrow \infty$, 故 $\alpha_i > 0$ 证毕. 命题 2说明:

因为 a 为
$$F(x) = \frac{1}{2}\sigma^2 x(x-1) + (r-\eta)x - r = 0$$

的正根, 很显然, $\alpha > 1$.

 α_H 为方程 (13) 的正根. 在方程 (13) 中,因为 $\frac{y_0}{y_H} < 1$, 故可知当 $x \ge 1$ 时, $\frac{dF_H(x)}{dx} < \frac{dF(x)}{dx}$,因此可得 $\alpha_H > \alpha$;

 α_L 为方程 (15)的正根. 在方程 (15) 中, 因为 $\frac{\gamma_H}{\gamma_L} > 1$

$$\frac{y_{o}}{y_{L}}>1$$
, 故可知当 $x\geqslant 1$ 时, $\frac{\mathrm{d}F_{L}\left(x\right)}{\mathrm{d}x}>\frac{\mathrm{d}F\left(x\right)}{\mathrm{d}x}$, 故 $\alpha_{L}<\alpha;$

对命题 2的第一部分 因为:

$$F_H(x, \lambda_H) = \frac{1}{2}\sigma^2 x(x-1) + (r-1)x - r +$$

$$\lambda_H \left(q_{HO} \left(\frac{y_O}{y_H}\right)^x + q_{HL} \left(\frac{y_L}{y_H}\right)^x - 1\right)$$

对不同的 λ_{μ} 对应着不同的 $F_{\mu}(x, \lambda_{\mu})$ 曲线. 给定不同的 参数 λ_{μ} 和 λ_{μ} 即 $\lambda_{\mu} \neq \lambda_{\mu}$ 假设

$$F_H(x, \lambda_{Hi}) = F_H(x, \lambda_{Hj})$$

则必有 $\lambda_{Hi} = \lambda_{Hi}$ 这与 $\lambda_{Hi} \neq \lambda_{Hi}$ 的假设矛盾. 这说明不同的 λ_{Hi} 对应着不同的 F_{Hi} (x_i λ_{Hi}) 曲线不相交.

容易看出,若 $\lambda_{Hi} > \lambda_{Hj}$ 必有 $F_H(x, \lambda_{Hi}) < F_H(x, \lambda_{Hj})$,这样,较大的 λ_H 使得方程 $F_H(x, \lambda_H) = 0$ 具有较大的正根,由此性质很容易获得 $\frac{\partial \alpha_H}{\partial \lambda} > 0$

类似地也可以获得 $\frac{\partial \alpha_L}{\partial \lambda_L} > 0$ 的结论. 证毕.